

KÖZGAZDASÁGI SZEMLE, LXII. ÉVF., 2015. MÁJUS (473–501. o.)

PAPP BENCE

# A munkaerő-piaci bizonytalanság hatása a közszféra és a versenyszféra közötti bérkülönbségekre

A köz- és a magánszférában megfigyelhető munkaerő-piaci bizonytalanságoknak a két terület bérkülönbségeire gyakorolt hatását elemezzük. Olyan mikromodellekből indulunk ki, amelyekben a munkavállalók hasznosságukat maximalizálják, és a hasznossági függvény egyik változója a munkaerő-piaci bizonytalanság. A kérdést empirikusan makro- és mikroadatokon is megvizsgáljuk, a munkaerő-piaci bizonytalanságot többféleképpen specifikáljuk. Az eredmények megerősítik azt a feltevésünket, hogy a magánszférában elérhető bértöbblet legalább részben a szektor magasabb munkaerő-piaci kockázatainak tudható be.

Journal of Economics Literature (JEL) kód: D81, E24, J31, J45, M52.

A költségvetési szektor és a versenyszféra több szempontból különböző feltételeket kínál, a munkavállaló pedig reális eséllyel helyezkedhet el mind a kettőben. A két szektor határozottan megosztja a munka világát, s mindkettő lehetséges választás. A szektorok feladatainak és jellemzőinek különbözősége, az emberek preferenciáinak eltérése és a szabad választás az, ami hipotézisünk kiindulópontja. Ha van valamilyen közös érték, ami mindenkinek egyaránt (de nem feltétlenül egyforma mértékben) fontos, akkor azért hajlandók áldozni. Ha az egyik szektor ezt bőven méri, akkor azért a munkavállalók engednek bérükből, illetve fordítva, ha a másik szűken osztogatja, akkor magasabb bért kell fizetni a munkaerő odacsábításáért. Ha csupán az egyik szektor igazíthatja szabadon bérájánlatait, az már elégséges ahhoz, hogy követhető legyen ennek a közös értéknek az ingadozása.

Egy ilyen közös érték a munkaerő-piaci biztonság. Ha a két szektor kínálata eltér e téren, akkor e különbségnek részben meg kell magyaráznia a két szektor bérei közötti különbséget. Továbbá e két ismerv (biztonság és a bérek nagysága) szerinti különbségek együttmozgása is következik a fenti hipotézisből. Mivel a munkaerő árazása sokkal összetettebb, mintsem hogy tisztán a biztonságon alapuljon, a hipotézis vizsgálata korántsem triviális – a hipotézisnek megfelelő dinamika természetesen rejtve maradhat az adatokban.

A tanulmány először elméleti modelleken keresztül mutatja be a bérkülönbségek kialakulásának mechanizmusát az állásbizonytalanság függvényében, azután

részletezi a két szektor és a munkavállalók jellemzőit, rámutatva a bérkülönbségek lehetséges okaira (munkakörnyezet, nem bér jellegű javak eltérő kínálata). Majd modellszámításokkal becsüli a bizonytalanság hatását. Néhány rövid és számszerű megközelítés után a munkapiaci státusok közötti átmenet-valószínűségek segítségével elvégzett becslés eredményeit felhasználva modellezi a bizonytalanságbeli különbségek hatását a bérkülönbségekre. Végül összefoglalja a legfontosabb eredményeket és tanulságokat.

## A tanulmányhoz kapcsolódó munkapiaci modellek

A piaci szintre aggregált munkakínálati alapmodell minden munkavállalója egyforma, és azokat a reprezentatív munkavállaló képviseli. A vállalatok is egyformák, és a piacon egyetlen bér alakul ki. Az egyén felajánlhatja munkáját a vállalatnak, amiért cserébe bért kap minden egyes ledolgozott óráért. Az egyén egyben fogyasztó is, a bért elfogyasztja, ami számára hasznosságot okoz. Hasznosságát növeli még a szabadidő, ami a ledolgozott óráival arányosan csökken. A fogyasztáshoz szükséges forrásait a nem munkából származó jövedelme egészíti ki. Az így kialakult korlátok mellett célja hasznosságának maximalizálása. Optimálisan választott munkamennyiség mellett a szabadidő és a fogyasztás határhasznának aránya megegyezik a bérrel.

Az alapmodell bővítése a fogyasztó törekvési célhalmazának számosságára vonatkozóan már több jóságot tartalmaz, amelyek egységének elfogyasztásához különböző mennyiségű időre és jószágra van szükség (Becker [1965]). Az időt a munkabérrel beárazva, e kettő adja a jószág egységárát. Optimális forrásallokáció mellett az  $i$ -edik jószág fogyasztási határhasznának és elcseréléséből származó határhasznon arányának meg kell egyeznie annak egységárával. E modell az alapmodell általánosítása.

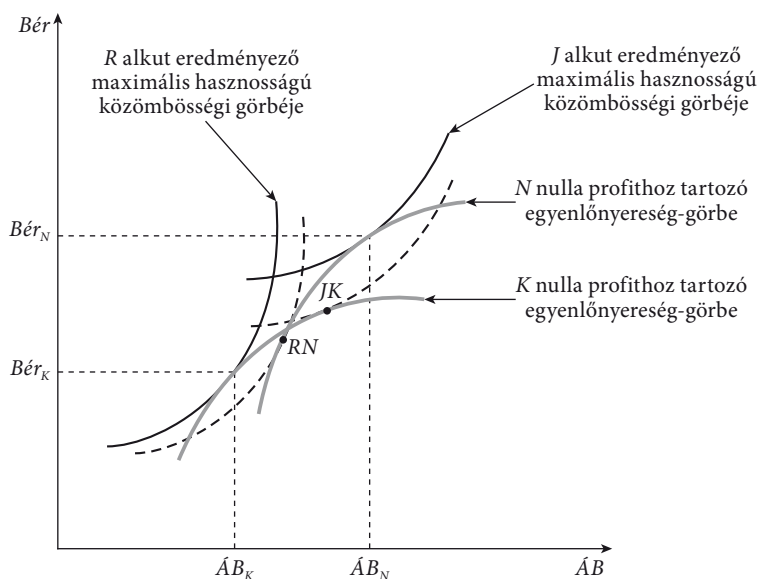
A hedonikus árazás gondolatmenetét (Rosen [1974]) a munkapiacra és bérekre alkalmazva, megalkotható a kiegyenlítő bérkülönbségek (*compensating wage differentials*) alapmodellje (Rosen [1986]). A piac és a szereplők is új tulajdonságokat kapnak. A piacnak nemcsak az a feladata, hogy közvetítsen szakmánként, képzettségenként a kereslet és a kínálat között, hanem hogy egyéb, nem bérről vonatkozó preferenciáknak megfelelően párosítsa össze az üres álláshelyet a munkáját kínálóval. A szereplőknek már nemcsak a bér okoz hasznosságot, hanem e tulajdonságok megléte, illetve mértéke is. A munkavállaló feladata itt bonyolultabb; optimális döntéséhez nem csupán azt kell megállapítani, hogy hány ledolgozott óránál egyezik meg a munkajövedelemből keletkeztethető fogyasztás határhaszna a szabadidő elvesztéséből származó határköltséggel, a határhasznot most már egy összetett jószágkosárra kell kiszámítania. A munkáltató már nemcsak a bérajánlatokkal versenyzik a munkavállalókért, hanem ügyel munkahelyének többi paraméterére is. A munkakeresők és -kínálók is teljesen tájékozottak és mobilak.

Az egyszerűség és ábrázolhatóság kedvéért a bér mellett csupán egy további jóságot vizsgálunk, aminek hatása van a munkavállalók hasznosságára, és ez az

állásbizonytalanság ( $\bar{A}B$ ), vagyis annak a valószínűségi mértéke, hogy a dolgozó állását elveszíti. Két szektor támaszt egymással versenyezve keresletet a munka iránt. Mindkét szektornak ugyanolyan szakértelemmel rendelkező munkavállalókra van szüksége, a munkavállalók szakmájuk, képességük szerint egyformák, csupán az állásbizonytalanságra vonatkozó preferenciájukban térnek el egymástól, két csoportot alkotva számuk elegendően nagy. A  $J$  csoportban lévők jobban viselik a bizonytalan helyzetet az  $R$  csoporthoz tartozók rosszabbul. A két szektor különböző adottságaik miatt eltérő mértékű  $\bar{A}B$ -vel terheli alkalmazottait. A  $K$  szektorban kicsi a bizonytalanság, az  $N$  szektorban viszont nagy. A két szektor vállalatai egymással versenyeznek a modell által nem tárgyalt tényezők és termékek piacán, így nulla profittal dolgoznak. A 1. ábra bemutatja, hogy milyen bérek és  $\bar{A}B$ -szintek mellett alakul ki egyensúly.

### 1. ábra

Egyensúlyi bérek eltérő állásbizonytalansággal terhelt szektorok esetén



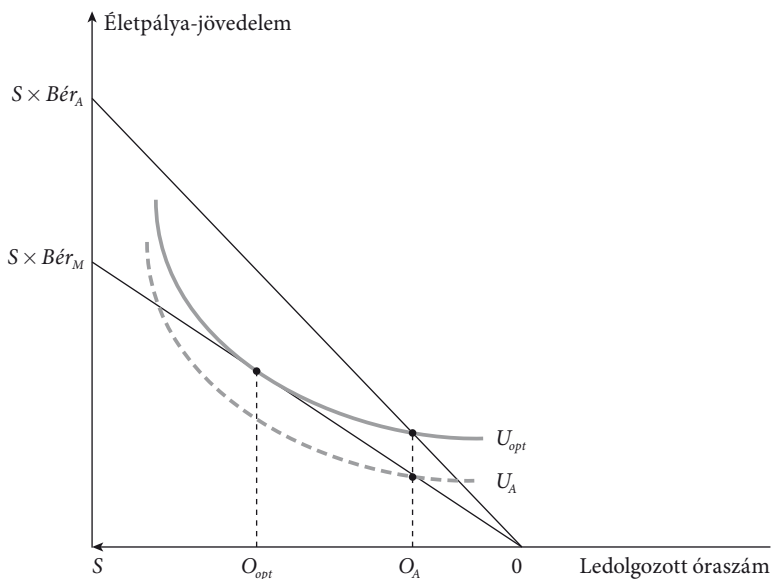
Az  $R$  csoport munkavállalói a  $K$  szektorban helyezkednek el egy alacsonyabb  $Bér_K$  mellett. Ha  $N$  szektorban kellene dolgozniuk, akkor ezt csupán egy alacsonyabb hasznosság mellett tehetnék, az alku  $RN$  pontban alakulna ki. A  $J$  csoport munkakínálói ezzel szemben  $N$  szektorral járnak jobban, nagyobb  $Bér_N$  mellett dolgoznak, és nagyobb  $\bar{A}B_N$  kellemetlenséget viselnek el. Ők a másik szektorral járnának rosszabbul, ahol  $JK$ -ban alkudhatnának meg. Összefoglalva tehát, abban a szektorban, ahol nagyobb az állásvesztés valószínűsége, *ceteris paribus*, magasabb bérek alakulnak ki.

Továbbra is a munkanélküliség veszélyénél maradva, a következőkben – felhasználva az Abowd–Ashenfelter [1981] tanulmányt – a dolgozó aktív életszakaszán ledolgozható munkamennyiség korlátozásából adódó bérkülönbségeket

tárgyaljuk. A munkakínálók most az életük során ledolgozható órákról ( $S$ ) döntenek. Az egyik szektor a bér mellett azt kínálja, hogy bármennyit lehet nála dolgozni ( $M$  szektor). A másik szektor jellegzetessége az, hogy dinamizmusa és kitétsége miatt gyakran kénytelen átmenetileg megválni munkavállalóitól ( $A$  szektor), így benne csak egy fix és kevesebb óraszámot ( $O_A$ ) lehet ledolgozni. A munkavállalóknak a két szektor közti átjárás nagyon költséges, a modellben lehetetlen, viszont kezdetben bármelyikhez köthetik életpályájukat. A 2. ábra szemlélteti a két szektort jellemző béreket.

## 2. ábra

Korlátozott munkaidő mellett kialakuló bérek



*Megjegyzés:* a két tengely metszetétől a vízszintes tengelyen távolodva csökken a ledolgozott óraszám.

Az  $M$  szektorban a munkavállalók egy folytonos tartományból választhatják ki a számukra maximális hasznosságot biztosító életpálya-jövedelem–munkaóra párost, és ez  $O_{opt}$  lesz. A másik szektorban a nagyobb immanens munkanélküliség miatt csak egy  $O_{opt}$ -nál kisebb  $O_A$  óraszámot lehet dolgozni.  $A$ -ban magasabb bérek alakulnak ki, hiszen ha itt is  $M$  bérei lennének elérhetők, akkor az a munkavállalóknak alacsonyabb ( $U_A$ ) hasznossággal járna, és nem ott dolgoznának.

Ha a bizonytalanságot is bevonjuk a rendszerbe – tehát  $A$  nem fix, valamint kisebb óraszámot tesz lehetővé, hanem egy várható óraszámot a hozzárendelt szórással –, akkor  $A$ -nak még magasabb béreket kell fizetnie. Ennek oka az, hogy a jövedelem okozta hasznosság a jövedelem konkáv függvénye. A magasabb jövedelmekhez tartoznak a magasabb óraszámok, hiszen adott bérek mellett csupán több ledolgozott órával lehet azokat elérni. A hasznosság tehát az óraszámnak is konkáv függvénye. Ilyen hasznossági függvény mellett a várható óraszám hasznossága

magasabb, mint a bizonytalan óraszámokhoz tartozó hasznosságok várható értéke. Ez a hasznosságbeli különbség növekszik a szórással, azaz a bizonytalansággal. Összegezve, ez azt jelenti a munkanélküliség példájára lefordítva, hogy nemcsak az indukál nagyobb béreket, hogy az adott szektorban a nagyobb munkanélküliség miatt nem tudnak a munkavállalók optimális óraszámban dolgozni, hanem az is, hogy a munka nélkül eltöltött órák száma bizonytalan. Minél kiszámíthatatlanabb egy szektor, annál nagyobb bér mellett fognak csak ott dolgozni.

## Közsféra és magánszféra

A tanulmány középpontjában a közsféra és versenyszektor állásbizonytalansági és bérezési különbségei állnak. A cél nem csupán az, hogy számszerűsítsük ezeket a különbségeket, és feltárjuk a kapcsolatukat, hanem hogy halványan rámutassunk a lehetséges okokra, természetesen csak általánosan és messziről tekintve. Különbségek nem csak a bérekben és állásvesztési valószínűségekből vannak – a két szektornak a működési környezete célja és feladatai, továbbá lehetséges eszközei is eltérnek egymástól. Röviden végigvesszük a két szektor jellegzetességeit, az eltérésekre helyezve a hangsúlyt.

Míg a magánszektor piaci környezetben működik, bevételei az eladott termékekből és szolgáltatásokból származnak, addig a közsférát a költségvetés finanszírozza. A közszolgálat dolgozói mindig erős politikai befolyás alatt állnak, a magánvállalatok alkalmazottai ennek kevésbé vannak kitéve. Az állami gazdálkodási egységek közjavakat állítanak elő, és a gazdaság azon pontjain avatkoznak be, ahol jellemzők az externális hatások. Állami vállalkozás területén jellemző a monopolisztikus pozíció, a versenyszférában a szabályozás ezt igyekszik elkerülni. Az állami apparátus vezetői általános választás útján kerülnek helyükre, sokkal nagyobb figyelmet kell fordítaniuk olyan szempontokra, mint igazságosság, egyenlő bánásmód, becsület és elszámoltathatóság. Döntéseik és ezzel együtt munkatársaik, alkalmazottaik tevékenysége, az általuk működtetett intézmény működése sokkal inkább jelképes is a társadalom életében, mint az jellemző lenne egy magánvállalatra. Amíg egy magánvállalkozás célja és környezete jól meghatározott és relatív szűk skálán mozog, addig egy állami intézmény célrendszere szerteágazó, nehezen megfogható, sokszor nem egyértelmű. Lépésének következményeként rengeteg kölcsönhatással kell számolnia, és ezért előzetesen jóval több szempontot kell figyelembe vennie. A közalkalmazott dolgozói archetípust inkább mozgatják a közösségi értékek, elkötelezettség, társadalmi munka ösztönzői, mint egy magánvállalat dolgozóját, akinél szorosabb kapcsolat van a bére és mérhető teljesítménye között. Itt említhető az is, hogy a magánszektor kevésbé tehetetlen, sokkal nyitottabb az újításra, a közsféra inkább hagyományörző (de ha úgy tetszik: lomha).

Miért választhatja valaki a közsférát? Ezt a kérdést járja körbe részletesen Molnár György és Kapitány Zsuzsa a közelmúltban készült tanulmányukban. A kérdésre nem anyagi jellegű válaszokat adnak (*Molnár–Kapitány* [2013]).

Molnár–Kapitány [2013] az elemzéshez a KSH 2005–2006. évi, kétéves EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*) háztartáspanel-felvétel (magyar nevén *változó életkörülmények adatfelvétel*) adatait használta fel.

A tanulmány megállapítja, hogy a közsférában kisebb az elbocsátás valószínűsége és tervezhetőbb az előmenetel. Azok, akik szeretik a tervezhetőséget, biztonságot, kiszámíthatóságot, még béráldozat árán is inkább választják a magánszférával szemben a közalkalmazotti pályát. A döntés jellemzően így alakul akkor is, ha egy családnak életútja során megnő az igénye a biztonságos munkahelyre, amelyre számos tipikus helyzet adhat okot: gondozásra szoruló beteg családtag, válás és ennek folytán egyedül nevelt gyermekek vagy csupán a több gyerek nevelésével együtt járó munkahelyi hiányzás problémája. Ilyen nehézségek kezelésére a közsféra jobb lehetőségeket nyújt, így biztonságosabb. A közsférában nagyobb eséllyel alkalmaznak krónikus betegségben szenvedőket (például hallás- és/vagy látáskárosult), és bérükben nincsenek annyira megkülönböztetve egészséges társaiktól, mint a versenyszférában. Ebben a sférában történő elhelyezkedés esélye nő a végzettség fokának növekedésével, magasabb a nők körében, és a gyermeküket egyedül nevelők között.

Molnár–Kapitány [2013] érdekes megfigyelése, hogy az élettársi kapcsolatban élők körében azonban a versenyszférában történő foglalkoztatottság esélye nagyobb, mint azon párok között, akik házastársi kapcsolatban élnek. A szerzők lehetséges magyarázatnak gondolják, hogy azok, akik számára kevésbé fontos a biztonság, nem törekednek kapcsolatuknak a házasság intézményével kereteket adni.

Regionális munkanélküliségi adatokra támaszkodva, a szerzőpáros azt találta, hogy minél magasabb a munkanélküliség valahol, annál nagyobb az esélye annak, hogy ott az alkalmazottak a közsférában dolgoznak. Azon nők körében, akiknek férjük 40 éves koruk előtt munkanélküli volt, szintén nagyobb a közsférában történő elhelyezkedés esélye. Végül azok is inkább közalkalmazottként tevékenykednek, akiknek nagyobb a társadalmi elkötelezettsége. A társadalmi elkötelezettséget az önkéntes munkavégzésre szánt idővel becsülték a tanulmány szerzői. Ebből a szempontból a sféra azonban nem homogén: a közoktatás, kultúra és kutatás területén dolgozókra határozottan igaz az előbbi állítás, a közigazgatás területén munkát végzők ilyen értelemben lényegében nem elkötelezettebbek, mint a versenyszférában tevékenykedők.

Telegdy Álmos megvizsgálta a 2002-es markáns közalkalmazotti béremeléseket érintő kormányzati tervek realizálódását és hatásait a két szektor közti relatív bérekre (Telegdy [2006]).

A 2002-től 2004-ig terjedő időszakban a legnagyobb relatív béremelkedés az alacsonyan képzett munkavállalókat és a szakképzettséget nem igénylő munkakörök dolgozóit érintette. Az utolsó vizsgált évben e foglalkoztatottak 14, illetve 18 százalék bérprémiumot kaptak a közsférában. A szakképzett szellemi munkavállalók és a magasán képzett munkavállalók bére továbbra is a versenyszférában ténykedő társaik bére alatt maradt. E helyzet fenntarthatóságának lehetséges, de nem bizonyított oka lehet, hogy a közsférában kifizetett egyéb juttatások vagy fizetésen kívüli jellemzők – mint például kisebb stressz, kevesebb munkaóraszám, kisebb állásvesztési esély – ellensúlyozzák az alacsonyabb keresetből fakadó hátrányokat.

Elek Péter és Szabó Péter András a magyarországi közsférából történő kilépés és újraelhelyezkedés esélyeit vizsgálják, illetve vetik össze a versenyszféra hasonló jellemzőivel a 2000-es évekre vonatkozóan (Elek–Szabó [2013]).

Kutatásukhoz felhasználták a KSH munkaerő-felmérés 1998 és 2010 közötti időszakra vonatkozó és az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság járulékfizetési adatbázisából a 2000 és 2006 közötti évek adatait. A közsférából kiszűrték a közmunkások hatását. Azt találták, hogy a versenyszférából körülbelül kétszer akkora valószínűséggel kerülnek át munkavállalók más munkakörbe vagy válnak munkanélkülivé, mint a közsférából. Az inaktívvá válás valószínűségeinek különbsége is hasonló előjelű, de jóval csekélyebb. A szerzők külön megnézték a munkanélküli-státusba történő áramlások intenzitásait. A közsférában a felsőfokú végzettségű dolgozók nagyjából negyedannyi, a középfokú végzettségűek körülbelül harmadannyi valószínűséggel váltak munkanélkülivé, mint a alacsony végzettségűek. Végzettség szerinti bontásban, kiszűrve egyéb társadalmi-demográfiai jellemzőket, a magasabb végzettség számára még kisebb a munkanélküliségbe való átmenet valószínűsége, ha a közsférában dolgoznak. Az újraelhelyezkedés esélyei a közsférából kikerülőknél valamivel kisebbek, mint a másik sférából munkanélkülivé vált dolgozóké, de ez a különbség a végzettség növekedésével eltűnik.

## A bizonytalanság megragadása

A bizonytalanság és kockázat sokak számára kellemetlen, és ha választhatunk, akkor csupán azért vagyunk hajlandók elviselni, mert valamiféle többletet kapunk érte cserébe.

Martin Ravallion és Michael Lokshin munkájukban arra keresték a választ, hogy az emberek szubjektív jólétét milyen változók befolyásolják (*Ravallion–Lokshin* [2000]). Eredményeik sokféle hatás mellett arról tanúskodnak, hogy a háztartási és személyes jövedelem emelkedése szignifikánsan növeli a szubjektív jólétet, a munkanélkülivé válás ezzel szemben szignifikánsan csökkenti. A munka elvesztése a jövedelem elvesztésének hatásán túl is csökkenti a jólétet. Egy tisztán elméleti következtetést is levonnak a változók együtthatóinak arányából. Ahhoz, hogy valakit a munkanélküli-segély munkájának otthagytására csábítson, négyszer akkorának kellene lennie, mint a bérének. Ráadásul a munka elvesztésének vesztesége jóval nagyobb, mint a munkaszerzés haszna, tehát a foglalkoztatás hatása nem szimmetrikus. Ez azt jelenti, hogy még az átmeneti munkanélküliségnek is tartós hatása van, az abból származó jóléti veszteséget nem állítja helyre a későbbi foglalkoztatás.

Lelkes Orsolya tanulmányában a European Social Survey mintájába került személyek saját életükre vonatkozó önértékelését, szubjektív jólétét vizsgálta. Az élettel való megelégedettséget magyarázta olyan változókkal, mint jövedelem, munkapiaci státus, egészségügyi állapot, lakhatási viszonyok és emberi kapcsolatok (*Lelkes* [2005]). Más kutatásokkal összhangban az ő eredményei alapján is a magasabb jövedelem növeli, a rosszabb egészségügyi helyzet csökkenti az elégedettséget. A baráti kapcsolatok hiánya és a közösségi élet hiánya szintén elégedetlenséghez vezet. Lelkes úgy találta, hogy a munkanélkülieknek 19 százalékponttal kisebb esélyük van kifejezetten elégedettnek lenni, a munka elvesztésének esélye jelentősen rombolja komfortérzetünket.



Andrew E. Clark azt igyekezett feltárni, hogy a munkanélküliség hossza befolyásolja-e a szubjektív jólétet (Clark [2006]). A szerző azt a feltételezést vizsgálta, hogy a hosszabb kényszerű munkanélküliségben eltöltött idő az egyént alkalmazkodásra ösztönzi új állapotához. Megismer új embereket, akik hasonló helyzetben vannak, megtanulja jobban beosztani a pénzét. Nem mindenki reagál azonban így. Lehet, hogy a tartós munkanélküliség megkeseríti az érintettet, növeli kétségbeesését, és csökkenti optimizmusát jövőbeli munkapiaci helyzetére vonatkozóan. A szerző különböző vizsgálati módszerekkel is bizonytalan összefüggést mutatott ki a két ismerv között, ökonometriai panelbecslései egyenesen nem szignifikáns kapcsolatot jeleztek, így következtetése az, hogy az emberek nem szoknak hozzá a munkanélküliség állapotához, az idő előrehaladtával is jelentős hasznosságvesztésként élék meg azt.

Francine Blau és Adam Grossberg megvizsgálta, hogy a házasságban élő nők időbeli munkaerő-piaci részvételi döntését befolyásolja-e a jövőre vonatkozó becslésük (Blau–Grossberg [1991]). A szerzőpáros feltételezte, hogy a feleségek megbecsülik a következő időszakra várható keresetüket és férjük várható jövedelmét. Ha ez várhatóan kedvezőbb a jelenlegi keresetüknél, akkor a jelenben kisebb, a jövőben pedig nagyobb valószínűséggel lépnek a munkapiacra, továbbá hogy ha a jövőre vonatkozó becsléseknek *ceteris paribus* nagy a szórása (bizonytalansága), akkor a feleségek inkább a jelenben vállalnak munkát. A házasságban élő nők munkakínálati rugalmassága a vizsgált időszakban (1956–1986) jelentősen nagyobb volt, mint a férfiaké, így a munkavállalóknak elkülönítették egy olyan csoportját, amelynek tagjai kevésbé kényszerülnek arra, hogy mindenképpen dolgozzanak, mivel nem ezen múlik a megélhetésük. Hipotézisüket az eredmények alapján nem lehetett elutasítani.

Díaz-Serrano–Hartog–Nielsen [2008] 1984 és 2000 közötti időszak dán adatait felhasználva azt mutatja be, hogy miként alakulnak ki bérkülönbségek különböző oktatási ágazatok által kibocsátott munkaerőcsoportok között. A modellben a tanulás egy befektetés, ami kockázattal jár, és a bérkülönbség egyfajta kompenzáció a kereseti bizonytalanságért. A tanonc a képzés elején nem tudja, hogy mennyire vonzódik az adott szakmához, mennyire fogékony annak elsajátítására és későbbi művelésére, be tudja-e fejezni a képzést, és ha igen, mekkora fizetésre számíthat. A szerzőhármak számításai szerint a bérekre vonatkozó bizonytalanság pozitív kapcsolatban van az egyes ágazatok bérprémiumával.

A továbbiakban az idézett művek tanulságaira alapozva vizsgáljuk a bizonytalanságot. Többféle módszerrel definiálunk mércéket a bizonytalanság számszerűsítésére, kezdve olyanokkal, amelyek aggregált adatokon alapulnak, és vélhetően durva közelítésnek számítanak, folytatva kifinomultabbakkal, amelyek mikroadatokat használnak fel. Az előbbiek előnye, hogy a szükséges adatok könnyebben elérhetők, egyszerűbben és gyorsabban számíthatók, az utóbbiakra több időt és energiát kell szánni, nehezebb hozzájutni a mikroadatbázisokhoz, cserébe feltehetően pontosabban képezik le a valóságot. Az így keletkező eredményeket felhasználva a későbbiekben ellenőrzzük, hogy a szektorok közötti bizonytalanságbeli különbség valóban együtt jár-e a bérek különbözőségével.



### A foglalkoztatási szintek előrejelezhetősége

A munkavállalókról feltételezzük, hogy látens vagy megközelítően explicit módon előrejelzést készítenek a szektorok foglalkoztatási szintjéről. Azt szeretnénk modellbe foglalni, ahogy az emberek tájékozódnak, információt cserélnek és gondolkodnak arról, hogy vajon a jövőben hogyan alakulnak a munkavállaló lehetőségei egy cégben, egy iparágban vagy akár a köz-, illetve versenyszférában – bővítik-e a létszámot, vagy inkább leépítésekre lehet számítani. Valamiféle elgondolás alapján, a rendelkezésre álló információk birtokában becsülni fogják a létszámváltozás irányát, nagyságát, ami munkavállalási döntésükhöz alapul szolgál. A bekövetkező változások előre nem jelezhető része adja a bizonytalanságot.

A foglalkoztatási arányok iparági bontású előrejelzésével foglalkozott Horn Dániel és Szőke Bálint. Több modellt hasonlítottak össze, megnézték bonyolultabb és kevésbé összetett lineáris modelleket is, végül arra jutottak, hogy az egyszerűbb leírások összességében nem teljesítenek rosszabbul, viszont könnyebben kezelhetők, magyarázhatóak (Horn–Szőke [2011]). Két modelljük alapstruktúráját felhasználva készült tanulmányunk pragmatikusan egyszerű rendszere. A változószinthatás-modell azt feltételezi, hogy az iparági hozzáadott érték és az egy főre jutó GDP változása befolyásolhatja a foglalkoztatási szintet. Az interaktív modell lényege, hogy egy ágazat emberierőforrás-felhasználása befolyásolja a többi ágazat azonos mutatóját, tehát ha egy ágazat arányaiban kevesebbet foglalkoztat, akkor a másik többet fog.

A modell futtatásához szükséges adatok éves szintűek, 1996-tól 2012-ig terjednek, és az Eurostat adatbázisából származnak. A magyarázott változók a közszféra foglalkoztatásának változása ezer főben ( $\Delta pub$ ) és a versenyszféra foglalkoztatásának változása szintén ezer főben ( $\Delta priv$ ). A magyarázó változók a GDP volumenindexe ( $\Delta gdp$ ), az export volumenindexe ( $\Delta exp$ ), az államadósság/GDP arány százalékpontos változása ( $\Delta dept$ ), a munkát terhelő implicit adó százalékpontos változása ( $\Delta tax_{lab}$ ), a beruházás/GDP arányának százalékpontos változása ( $\Delta inv$ ) és egy kétértékű változó, ami azt jelzi, hogy az adott évben volt-e választás (*vote*). A kétféle egyenletrendszer egyikébe bevontuk az összes magyarázó változót (teljes modell), ennek főleg az előrejelzés erősségének növelése a célja, a másikat úgy próbáltuk kialakítani, hogy a szignifikáns változókat tartalmazza (redukált modell). Az egyenletekhez GARCH(1, 1) módon visszabecsültük minden időszakra a volatilitást, átlagukat az 1. táblázatban foglaltuk össze. A redukált egyenletek megoldásai a következők:

$$\Delta pub_t = 4,93 + 0,21 \Delta pub_{t-1} - 1,33 \Delta dept_{t-2} - 0,09 \Delta priv_{t-1} + 10,25 vote + u_t, \quad (1)$$

$$\text{Var}(u_t | F_{t-1}) = h_t = 226,5 - 0,4 u_{t-1}^2 + 0,81 h_{t-1}, \quad (2)$$

$$\Delta priv_t = -46,02 + 0,24 \Delta priv_{t-1} + 4,36 \Delta exp_{t-1} - 27,9 \Delta tax_{lab_{t-1}} + e_t, \quad (3)$$

$$\text{Var}(e_t | F_{t-1}) = g_t = 707,38 - 0,21 e_{t-1}^2 + 0,5 g_{t-1}. \quad (4)$$

*1. táblázat*

A köz- és versenyszféra foglalkoztatási szintjére vonatkozó becslések átlagos volatilitása

	Teljes modell	Redukált modell
Közsféra	12,55	16,25
Versenyszféra	27,59	32,23
Közsféra (létszamarányosan)	0,013	0,015
Versenyszféra (létszamarányosan)	0,008	0,009

*Forrás:* saját számítások az Eurostat adatbázisa alapján.

Abszolút értékben a versenyszféra nagyobb bizonytalanságot mutat mind a két modell szerint. Az a felvetés jogos lehet azonban, hogy egy nagyobb létszámú szektorban természetesen nagyobb a fluktuáció. Ezért kiszámítottuk a relatív szóródásokat is (lásd az *1. táblázat* utolsó két sorát). Ez utóbbi mutató szerint a közsféra létszámalakulását illetően nagyobb a bizonytalanság. A redukált egyenletek megoldásaiból az látszik, hogy a versenyszféra növekedését az előző időszak exportnövekedése és adócsökkenése idézi elő, míg a közsféra létszáma leginkább az államadóssággal mozog együtt (növekvő államadósság leépülést indukál), és az előző időszaki versenyszféraabeli létszám változására reagál (leépülés a versenyszférában felépülést jelent a közsférában). Meg kell azonban jegyezni, hogy igen kevés adaton tudtuk lefuttatni az egyenletek becslését, ezért az általuk feltárt magyarázó mechanizmusok pontatlanok lehetnek.

*Álláshelyek perzisztenciája*

Egy szektor bizonytalanságát mutatja az is, hogy álláshelyeinek száma mennyire gyorsan reagál a környezeti változásokra, mennyire ellenálló a sokkokkal szemben. A munkavállaló számára ez úgy jelenik meg, hogy ha valamilyen gazdasági változás az adott szektor munkáltatóit leépítésre ösztönzi, akkor viszonylag hamar megválnak tőle. Ha az átrendező hatás átfutási ideje kicsi, akkor a munkaerő státusa egyik hétről a másikra megváltozik, nincs ideje felkészülni életútjának újratervezésére. Ezzel szemben az olyan szektorok, ahol az alkalmazkodásra elegendő idő áll rendelkezésre, kevesebb zökkenővel tarkított pályaváltoztatást kínál alkalmazottainak.

A két vizsgált szektorról azt feltételezzük, hogy rövidebb időszakokban – amikor a gazdaságot nem rázza meg nagyobb technológiai fejlődés okozta vagy más piaci sokk – exponenciálisan tart egy hosszú távú egyensúlyi foglalkoztatási szint felé. A létszámidősorokat tehát elsőrendű autoregresszív – AR(1) – folyamatként modellezzük. Az autoregresszív tag együtthatója ebben a felfogásban azt jelzi, hogy a következő időszakban mennyire marad fenn az előző időszak foglalkoztatottsági létszáma. Nagyobb koefficiens „lomhább” szektort jelez, ami a bent lévőknek nagyobb biztonságot nyújt.

1991 és 2013 közötti negyedéves aggregált adatokat használunk az Eurostat adatbázisából. Mivel a létszámváltozások nettó adatai állnak rendelkezésünkre,

ezért a regressziós eredmények nem teljesen azt mutatják, amit modellezni szeretnénk, de az adatok egy gyors, durva becslésre mégis alkalmasak. A 2. táblázat összegzi a becslési eredményeket.

## 2. táblázat

Szektorális perzisztencia\*

	Az AR(1) együttható értékei	
	1999. I. negyedév–2013. III. negyedév	1999. I. negyedév–2008. III. negyedév
Közzsféra	0,92	0,92
Versenyszféra	0,79	0,53

\* A létszámváltozások nettó adatai alapján.

Forrás: saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján.

A teljes időszakra futtatott egységgyökpróbák alapján nem zárhattuk ki, hogy az idősoroknak egységgyökük van, és a becült AR(1) tagok mindkét esetben közel álltak egyhez. A próbák azonban félrevezetőek, hiszen 2008-ban mindenképpen trendtörés jelentkezett a foglalkoztatottságban. Az 1991 első negyedéve és 2008 harmadik negyedéve közötti időszakot elemezve a versenyszféra AR(1) együtthatója 0,5 körüli, és mindkét egységgyökpróba alapján elutasítható az egységgyök jelenléte, a közzsféra együtthatója azonban nem változott érdemben, továbbra is magas szinten maradt.

## A foglalkoztatottsági számok szóródása

A szóródás sok területen és általában összefüggésbe hozható a bizonytalansággal és a kockázattal. Azt fejezi ki, hogy valamilyen (várható) szinttől a folyamat eltéréseinek középértéke milyen nagyságú. Szóródás mérésére tipikusan a varianciát szokták használni, amely a várható értéktől vett eltérést az eltérés irányától függetlenül, négyzetesen növekvő mértékben „bünteti”. Ez a szimmetria és iránytól független súlyozás azonban nem teljesen megfelelő a foglalkoztatási bizonytalanságok megragadásához.

Mivel végső soron a munkapiaci bizonytalanság „kellemetlenség” (*disutility*), sokkal inkább érdekes valamiféle hasznosság szóródás, mint a pusztán számok változékonysága. A létszámváltozások várható értékét a vizsgált időszakban nullának tekintjük (a számítások ezt a feltevést támogatják), és alapul véve a Ravallion–Lokshin [2000] tanulmányt, azt feltételezzük, hogy a várható értéktől való pozitív eltérés kisebb mértékben csökkenti, míg a negatív eltérés nagyobb mértékben növeli a kellemetlenséget. Így olyan mutatószámokat definiálunk, amelyek a létszámadatok változékonyságát hasznosságmutatókká transzformálják.

A számításokhoz az Eurostat adatbázisából az 1991 első negyedéve és 2008 harmadik negyedéve közötti időszakra vonatkozó szektorszintű foglalkoztatottsági adatokat használtuk fel. Negyedéves léptékben képeztük a relatív létszámváltozásokat, és ezek szóródását vizsgáltuk többféle mutatóval:

$$dev0,5 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N I(x_t, 0,5) x_t^2, \quad (5)$$

$$dev0,9 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N I(x_t, 0,9) x_t^2, \quad (6)$$

$$devln = \frac{1}{1 + e^{-\sum_{t=1}^N -\ln(y_t)}}, \quad (7)$$

$$x_t = \frac{empl_t - empl_{t-1}}{empl_{t-1}}, \text{ a létszám százalékos változása} \quad (8)$$

$$y_t = \frac{empl_t}{empl_{t-1}}, \text{ a létszám relatív változása} \quad (9)$$

$$I(x_t, A) = \begin{cases} -A, & \text{ha } x_t > 0 \\ +1, & \text{ha } x_t < 0 \end{cases} \quad (10)$$

A *dev0,5* és *dev0,9* mutatók aszimmetrikusan, négyzetesen és előjelesen összegzik a létszámok százalékos változását. Mindkettő egységnyi súllyal veszi figyelembe a leépülést, de a bővülést az előbbi fél, utóbbi kilenctized súllyal építi be az eredőbe. A *devln* mutató az aszimmetrikus súlyozást a logaritmus függvény nemlinearitásán keresztül éri el, és az eredőt a 0–1 tartományra képezi le logisztikus transzformáció segítségével. Mindhárom index egy szektor fel- és leépüléséből következő hasznosságbeli nyereséget, illetve veszteséget fogja meg, csupán különböző paraméterekkel. A 3. táblázat összefoglalja a köz- és versenyszférára vonatkozó aggregált létszámadatokat leíró statisztikákat.

### 3. táblázat

A foglalkoztatottság negyedéves változásai alapján készített leíró statisztikák

	Közszféra	Versenyszféra
Átlag (százalék)	0,25	0,07
Szórás (százalék)	1,74	1,27
Relatív szórás (százalék)	6,98	17,23
Minimum (százalék)	–4,74	–2,88
Maximum (százalék)	5,84	2,24
A növekedések száma	32	33
A csökkenések száma	26	25
<i>Dev0,5</i>	0,09	0,38
<i>Dev0,9</i>	–0,70	0,06
<i>Devln</i>	0,46	0,49

*Forrás:* saját számítás az Eurostat adatbázisa alapján.

A vizsgált időszakban mindkét szféra enyhén növekedett, de a közszférát átlagosan nagyobb növekedés jellemezte. A negyedévek közötti növekedések és csökkenések számában csupán kis különbség mutatkozik, gyakorlatilag egyformának tekinthetők. A szélső értékek alapján a versenyszféra kisebb dinamikát mutat, de a három hasznosság alapú szóródási index a közszférát biztonságosabbnak értékeli.

### *A keresetek varianciája*

A munkavállalók vagy a munkapiacra belépni szándékozók nemcsak azt mérlelik, hogy egy adott gazdasági ág vagy szektor milyen valószínűséggel alkalmazza őket, vagy várhatóan mennyi ideig látja el őket munkával, hanem azt is, hogy munkájukért cserébe mennyi bért kaphatnak. A kialakult bér természetesen sok tényezőtől függ, azonban van néhány kiemelten fontos ismerv, amely szignifikáns kapcsolatba hozható a kereset nagyságával, és segít megbecsülni azt. Ilyenek a nem, az iskolában töltött évek száma (a képzettség foka), a munkával töltött évek száma (munkatapasztalat) és annak négyzete. Ezeket foglalja magában a Mincer-függvény, amellyel azt az összefüggésrendszert modellezhetjük, hogy a magasabbban képzettek várhatóan jobban keresnek, a munkatapasztalat növekedésével (bár csökkenő mértékben, de) szintén nő a bér, és a nemi hovatartozás lényeges csoportosító ismerv (Rosen, [1992] és Lemieux [2006]). A függvénnyel való becslés pontatlansága mutatja a kockázatot. A különböző szektorokra vonatkozóan eltérhet a becsült bizonytalanság, így adott jellemzőjű munkavállaló nemcsak más-más várható bérre számíthat a különböző szektorokban, hanem várakozásait is eltérő bizonytalanság terheli. A becsléshez a Foglalkoztatási Hivatal bértarifa-felvételének 2003-tól 2012-ig terjedő mikroadatait használtuk fel.

A szektorokra vonatkozó bizonytalanságot egy Mincer-típusú függvény becslés reziduumainak varianciájával számszerűsítettük. A függvény formáját a (11) mutatja.

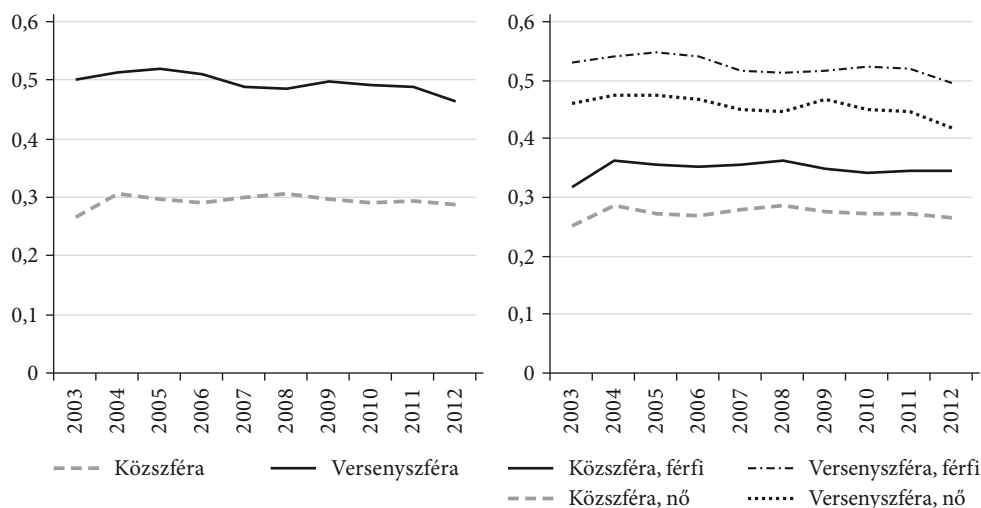
$$\log(\text{bér}) = \text{const} + \beta \text{nem} + \alpha_1 \text{képz} + \alpha_2 \text{gyak} + \alpha_3 \text{gyak}^2 + u. \quad (11)$$

A (11) egyenlet bal oldalán a magyarázott változó a nem rendszeres prémium és jutalom nélküli bruttó bér logaritmus. A magyarázó változók közül a *nem* a nemi hovatartozásra vonatkozó kétértékű változó, a *képz* az iskolában töltött évek számát, a *gyak* a munkával töltött évek számát mutatja. Ez utóbbit az életkor és az iskolában töltött évek száma alapján becsültük oly módon, hogy az életkorból levontunk hét évet és a *képz* változó értékét.

Legkisebb négyzetek módszerével becsültük meg mind a tíz évre és mindkét szektorra az egyenletet, továbbá külön-külön nőkre és férfiakra szektorok szerint. Minden évben a *nem* együtthatója pozitív, úgyszintén a *képz* és *gyak* változókra vonatkozók is. A *gyak* négyzetének együtthatója negatív volt, ami a fenti feltételezéseknek megfelel. Számunkra az igazán fontos, a becslés bizonytalanságát mérő mennyiség, a maradéktag varianciája – a (11) egyenletből  $\text{Var}(u)$  – az egész időszakon keresztül magasabb a versenyszektorra, és mindkét szektorban a férfiakra (3. ábra).

## 3. ábra

A köz- és versenyszféra béreire vonatkozó becslés bizonytalansága



Forrás: saját számítások a bértarifa-felvétel alapján.

## Állásvesztési kockázat

A következőkben arról az egzisztenciális bizonytalanságot számszerűsítő módszer-ről lesz szó, amelynek eredményeit a kockázat-bérprémium kapcsolat vizsgálatánál használunk. Először az aggregált adatokat felhasználó módszereket tárgyaljuk, azu-tán a mikroadatbázison alapuló eljárásokat.

**ÁLLÁSVESZTÉSI RÁTÁK MEGHATÁROZÁSA MAKROADATOKBÓL** • Aggregált ado-tokat felhasználva modellezhetjük a foglalkoztatotti és munkanélküli státusok közti átmenetet. A státusváltás folyamatát Poisson-folyamattal modellezve Morvay Endre cikkében a rövid és hosszú munkanélküliek számát felhasználva becsüli meg az állásvesztési és állásszerzési rátákat (Morvay [2012]).

Magas állásvesztési ráta bizonytalanabb munkapiacra utalhat, ami felhasználható a bérek magyarázatához. A Morvay [2012] modell matematikai reprezentációja egy lineá-ris inhomogén kétdimenziós differenciálegyenlet-rendszer, amelyhez a peremfeltételeket diszkrét időben vett adatok szolgáltatják. Ezek a diszkrét adatok a munkapiaci fel-mérés során keletkező aggregált adatok: három hónapnál rövidebb ideje munkanélkü-liek száma, többi munkanélküli száma és a munkaerő-állomány. A rendszer megoldása egy explicit egyenlet az állásszerzési valószínűsége, valamint egy implicit egyenlet az állásvesztési valószínűsége. Az egyenletek átláthatók és kezelhetők. Könnyen elérhető aggregált adatokkal feltöltve azokat, képet kaphatunk arról, hogy a munkapiacot adott időszakban mekkora állásszerzési, illetve -vesztési ráták jellemezték. A modell hiányos-sága, hogy nem számol az inaktívakkal, pedig onnan és oda is áramolhatnak a másik két státussal rendelkezők csoportjába, illetve csoportjából.

Mivel az itt leírt munkapiacra két szektor van, és mindegyikben külön-külön legalább kettő státusz, *Morvay* [2012] modellje vizsgálatainkhoz csak azzal a feltevessel alkalmazható, hogy a két szektor között elhanyagolható a munkaerő áramlása. Későbbi eredményeink azonban ellentmondanak ennek a feltevésnek. *Shimer* [2007] három munkapiaci státuszra felírt modellje egy fokkal kifinomultabb, gondolatmenete könnyebben átültethető az általunk vizsgált rendszerre. Míg *Shimer* Poisson-folyamatának három csoportja a foglalkoztatottak, a munkanélküliek és az inaktívok, mi a versenyszférában foglalkoztatottak, a közszférában foglalkoztatottak és a munkanélküliek csoportját tekintjük. Ebben az esetben elhanyagoljuk az inaktívok csoportját, de ennek feloldása (tehát egy negyedik csoport felvétele) ebben a modellkeretben technikai problémákhoz vezet.

A modell matematika reprezentációja egy hatdimenziós mátrixegységű elsőrendű lineáris és homogén differenciálegyenlet-rendszer, ahol a mátrixegységű elemek a keresett áramlási intenzitások, és hasonlóan *Morvay* [2012] modelljéhez a diszkrét időpontokra vonatkozó munkapiaci adatok szolgálnak peremfeltételül, és teszik határozottá a megoldásként adódó függvényeket. *Shimer* [2007] nem közli a rendszer megoldásaként előálló egyenleteket, de jellemzi azokat: „rendetlenek” és látszólag analitikusan nem lehet megoldani őket. A megoldás menete sok technikai problémát vet fel (további státusok felvételével még többet), és azok leküzdésével gyakorlatilag nem érdemes foglalkozni.<sup>1</sup>

ÁTMENET-VALÓSZÍNŰSÉGEK MEGHATÁROZÁSA MIKROADATBÁZISBÓL • Ez a módszer nagyon hasonló alapokon nyugszik, mint az előzőleg bemutatott, azonban lényeges különbség, hogy a státuszok közötti áramlásról semmilyen folyamatot nem feltételezünk, hanem a sokaság megoszlási viszonyismányai alapján, leíró jelleggel rendelünk az egyes átmenetekhez valószínűségeket. Ez egyrészt előnyös, mert nem kell megszorító feltételezésekkel távolabb kerülni a valóságos folyamatoktól, ugyanakkor mikroszintű adatok szükségesek hozzá, amelyekhez nehezebb hozzáférni. További előnye, hogy nem csupán kettő, esetleg három státusz közötti áramlást lehet jellemezni, és egyéb ismérvek szerint is csoportokba tagolhatók a szereplők anélkül, hogy egészen bonyolult differenciálegyenleteket kellene létrehozni.

Megkülönböztetünk költségvetési szektorban (*P*) és versenyszektorban (*C*) foglalkoztatotti státust, munkanélküli (*U*), inaktív (*IA*) és nem munkaképes korú (*NAN*) státust. Az ezek közötti áramlást vizsgáljuk negyedévről negyedévre. Mivel fő célunk az egzisztenciális bizonytalanság becslése, ezért kifejezetten a foglalkoztatotti státusból a munkanélküli státusba való áramlásra koncentrálnak. Azok helyzetét, akik az inaktivitásba vonulnak, nem minősítjük a szektort jellemző bizonytalanságból következő veszteségként, mert ez a váltás történhet nyugdíjazás miatt, vagy akár azért, mert az egyén már nem kíván munkát végezni. Azok, akik munkanélkülivé váltak, továbbra is dolgozni szeretnének, csak átmenetileg nincsen lehetőségük rá. Formálisan tekintve a következő képletekkel adott megoszlási viszonyismányokat határozzuk meg:

<sup>1</sup> A szerző idevonatkozó számításait az érdeklődők rendelkezésére bocsátja.



$$P_t(XY) = \frac{N_t^{XY}}{\sum_{\forall Z} N_t^{XZ}}, \quad \text{ahol } X, Y, Z \in \{C, P, U, IA, NAN\}, \quad (12)$$

ahol  $N_t^{XY}$  azoknak az egyéneknek a száma, akik a  $t$ -edik negyedévben  $X$  státussal rendelkeztek és a  $(t+1)$ -edikben már  $Y$  státussal.

A bevezetett jelölésekkel élve negyedévenként meghatározzuk és vizsgáljuk a  $P_t(PU)$  és  $P_t(CU)$  arányokat, amelyek *ex post* megmondják annak a valószínűségét, hogy a köz-, illetve versenyszektorból milyen valószínűséggel válhatott valaki munkanélkülivé.

## Az állásvesztési kockázat és a bérek kapcsolata

A következőkben az itt tárgyalt mikoradatokon alapuló módszerrel meghatározzuk az állásvesztési valószínűségeket, majd azokat összekapcsoljuk a bérekkel, és megvizsgáljuk a kapcsolatukat.

### A felhasznált adatokról

A munkanélkülivé válás valószínűségeit a KSH munkaerő-felmérése anonimizált adatbázisának a 2003-tól 2012-ig terjedő időszakot felölelő résztábláiból határoztuk meg. A mintában szereplő egyéneket különböző csoportba soroltuk nemük, legmagasabb iskolai végzettségük és munkatapasztalatuk szerint. E csoportokon belül vizsgáltuk az öt munkapiaci (költségvetési és versenyszektorbeli foglalkoztatott, munkanélküli, inaktív és nem munkaképes korú) státus közötti átmenetet. A mintaelemeket kezdetben az iskolai végzettség szerint tíz, a munkatapasztalat szerint négy csoportba soroltuk. Ez a finom skálázás azonban azzal a hátránnyal járt, hogy nem minden csoportba jutott munkanélkülivé válásra vonatkozó megfigyelés, és így a szektorok közötti átmenet-valószínűség különbségei nagyon szélsőségesek és durvák lettek. Összevonásokkal végzettség szerint alapfokú, középfokú és felsőfokú kategóriát különítettünk el, a munkatapasztalat szerint pedig kezdőkre és haladókra bontottuk a mintát.

Az *alapfokú* végzettségűek közé a nyolc évfolyamnál kevesebbet, nyolc évfolyamot vagy szakiskolát végzetteneket soroltuk. A *középfokú* csoportba kerültek azok, akik rendelkeztek középiskolai érettségivel vagy arra épülő szakképesítéssel. A *felsőfokúak* azok lettek, akiknek van felsőfokú szakképesítést igazoló bizonyítványuk, főiskolai vagy egyetemi diplomájuk, illetve doktori fokozatot szereztek.

*Kezdőnek* számítanak azok, akik négy vagy annál kevesebb évet dolgoztak, *haladónak* mindenki más. A négy év ismét egy kompromisszum eredménye. Ha ennél kisebb értéken húzzuk meg a határt, akkor újfent elveszítünk megfigyeléseket. Magasabb értéken viszont már nem lenne értelme kettévágni a halmazt. A ledolgozott évek számát sajnos csak becsülni tudtuk, mert az adatokból azt pontosan

meghatározni nem lehetett. Iskolai végzettsége szerint számítottuk az iskolában töltött évek számát: feltételeztük, hogy hétéves kortól csatlakozott mindenki a képzés láncába, és kora alapján határoztuk meg a maradék évek számát. Nőknél figyelembe vehettünk volna még, hogy más irodalmak (*Bálint-Köllő* [2008]) alapján gyerekenként átlagosan 2,5 évet töltenek otthon, de az adatok alapján nem tudtuk megállapítani, hogy a háztartásban élő gyerekek a feleség gyerekei-e. Az alapfokú végzettségűek csoportját nem bontottuk meg kezdőre és haladóra, mert az túlságosan sok hiányzó megfigyeléssel járna.

Az előzetes feldolgozás során a munkaadathalmazból elkülönítettük a közmunkásokat, mivel feltételezhető, hogy e csoportra a rövid és határozott idejű munkaszerződés, a szakaszos munkavégzés, valamint a foglalkoztatotti és munkanélküli státusok közötti gyakori váltás a jellemző, ami vizsgálatunk szempontjából zavaró és torzító hatású lenne.

Az egyén verseny-, illetve közszférába sorolása a munkát adó intézmény, vállalat vagy vállalkozás tulajdonformája és fő tevékenységének TEÁOR-kódja alapján történt. Így tehát a közszférába tartozik valaki, ha a következő területek valamelyikén dolgozik: kutatás-fejlesztés, közigazgatás/védelem, egészségügy/szociális ellátás vagy oktatás, továbbá munkáltatója nem tisztán magántulajdonú.

Az állásvesztési valószínűségek idősorait szezonálisan igazítottuk, az adatfolyamot trendre és multiplikatívan kapcsolódó szezonális komponensre felbontva. A negyedéves szezonális eltérések hipotézisét egyutas varianciaanalízissel ellenőriztük. A vizsgálatok többségénél elvethető az a hipotézis, hogy az idősor nem tartalmaz szezonális ingadozást. A továbbiakban az idősorok trendjével folytattuk az elemzést.

Nem volt lehetőségünk a munkaerő-felmérés bérre vonatkozó adatait felhasználni, ami a teljes konzisztenciát biztosította volna, ezért alternatív megoldásként a bértarifafelvétel adatbázisából, az MTA KRTK Aadatbankja által feldolgozott, keresetekre vonatkozó információkat használtuk fel.

Az adatbázisból felhasználtuk a nemre, korra, legmagasabb iskolai végzettségre vonatkozó információkat. Keresetnek a nem rendszeres pluszjövedelem és jutalom nélküli bruttó bért tekintettük. A számításokat megelőzően kiszűrtük a közfoglalkoztatottakat. A reprezentativitáshoz egyéni súlyokat használtunk.

### *Számítási eredmények*

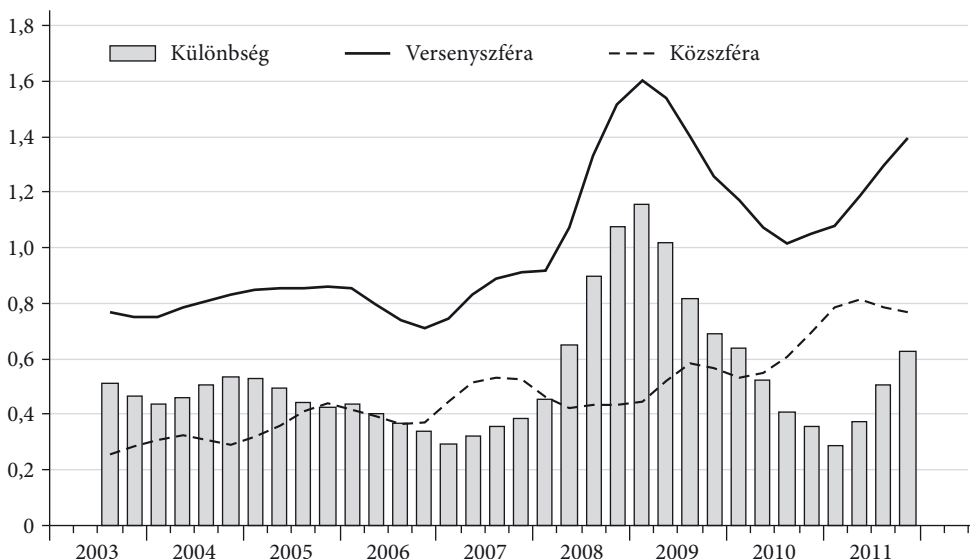
A 4. ábrán látható, hogy a versenyszféra végig magasabb állásvesztési rátákat mutat, a különbség leginkább a válság első éveiben csúcsosodik ki. Azon túl, hogy megnő a különbség, az is elmondható, hogy a közszféra adatai a 2008–2010-es időszakban nem igazán mozdulnak meg a korábbi évekhez képest, azok enyhe növekedése a 2010-es év végén történik meg. A versenyszféra grafikonjának a válságos időszakbeli U alakja a gyors alkalmazkodásnak tudható be, ami a korábban tárgyalt stabilitási különbségekre is utal. A válság elején leépülési hullám indul, ami egy évvel később kifut, és a vélhető túlreagálás következtében a túllendülést követően ismét esni kezd a mutató. Később, ahogy a gazdasági helyzet nem konszolidálódik (W alakú válság),

ismét nőnek az állásvesztési ráták. Ugyanez az ingadozás a nagyobb stabilitást, perzisztenciát mutató közsféráról nem mondható el.

#### 4. ábra

A köz-, illetve versenyszféra állásvesztési rátái és azok különbsége\*

Százalék



\* A különbségek képzésénél minden esetben a versenyszféra értékéből vontuk ki a közsféra jellemző értékét.

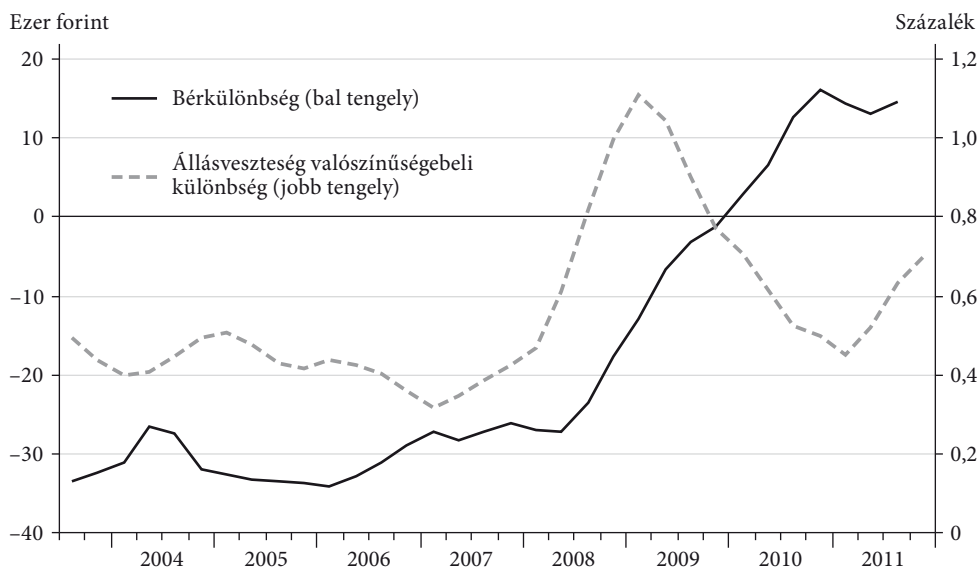
Forrás: saját számítások a munkaerő-felmérés alapján.

Az aggregált bizonytalansági mutató nem tesz különbséget munkatapasztalat, végzettség, vagy nem szerint, összevegyíti a szektor minden dolgozóját. Ennek fényében a KSH tájékoztatási adatbázisából a köz- és versenyszektor (a 4 fő feletti vállalkozások, a központi és helyi költségvetési szervezetek, a társadalombiztosítás és a kijelölt nonprofit szervezetek) bruttó átlagkeresetre vonatkozó adatait használtuk fel, amelyeket negyedéves bontásban tesznek közzé. Minden negyedévre kiszámítottuk a versenyszféra és a közsféra átlagkeresetének különbségét, majd ezt vetettük össze a bizonytalanságbeli különbségekkel (5. ábra).

Az 5. ábrán látható, hogy a közsférának a bérek tekintetében egészen 2008 elejéig átlag 30 ezer forint előnye volt. Hogyan lehetséges, hogy a versenyszférában magasabb a bizonytalanság, és mégis alacsonyabbak a bérek? A bérkülönbségre egy magyarázat a 2002-es választások betartott ígérete, mégpedig a markáns közalkalmazotti béremelések hatása (Telegdy [2006]). E mellett feltételezhető, hogy a 2003 és 2008 közötti időszakban kialakult egyfajta értékelés, ami alapján az emberek szektor-bér jószágpart választottak. Lehet, hogy a magánszférában jelentős részt alkotó vállalkozói életmóddal járó kötetlenséget értékelte nagyra a társadalom, vagy éppen a közfeladatok terheit tekintették egyöntetűen nehézségnek. Ezek a kérdések szoros értelemben nem tartoznak e tanulmány tárgyához, a kutatás szempontjából csupán az fontos, hogy ebben az időszakban ezek a

## 5. ábra

A köz-, illetve versenyszféra bér- és bizonytalanságbeli különbségei\*



\* A különbségek képzésénél minden esetben a versenyszféra értékéből vontuk ki a közszféra jellemző értékét.

*Forrás:* saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és tájékoztatási adatbázisa alapján.

preferenciák változatlanul jellemzők maradtak és hogy sem a keresetkülönbségekben, sem pedig a bizonytalanságbeli különbségekben nincs jelentős ingadozás.

2008 második felétől lendületes növekedésnek indultak a bérkülönbségek, ami 2010 első negyedévében a versenyszféra javára billenti a mérleget. Innentől kezdve végig a vizsgált időtartományban a magánszférának van bérelőnye. A bizonytalanságbeli különbséget jellemezve, az 5. ábrán meglepő ugrás látszik 2007 második felében, ami 2009 elején kulminál, majd a következő negyedévekben a korábbi szint közelébe csökken vissza. Az a tény, hogy a válság azonnali alkalmazkodást idézett elő a versenyszektorban, míg annak hatása a költségvetés területén csupán késleltetve és jelentősen kisebb mértékben jelentkezett, vizsgálhatóvá tette a bizonytalanság bérekre gyakorolt hatását: a vizsgálat alá vont tíz év utólag tekintve egy magyarországi természetes kísérletnek is felfogható.

2007 második felétől a versenyszférában elkezdődik a másik szektorhoz képesti nagyon szembetűnő kockázatonövekedés. Ezt nagyjából egy évvel később lendületesen faragja le a versenyszféra bérhátránya, amit bérprémium kialakulása és növekedése követ. A késést okozhatják súrlódások, valamint az, hogy az alkalmazkodáshoz és az információterjedéshez idő szükséges: egy szektorjellemző megváltozásának be kell épülnie a köztudatba, új szerződéseket kell kötni, és azok lassan válnak dominánssá a piacon. Korrelációs együtthatókat számítottunk a bérkülönbség és a késleltetett kockázatkülönbség idősorok között. A legerősebb kapcsolat (72 százalékos) 1,5 éves késleltetésnél mutatkozott. Ez azt jelenti, hogy miután az egyik

szektor tartósan és jelentősen bizonytalanabbá vált, másfél évvel később a bérekben is elkezdődött az alkalmazkodás.

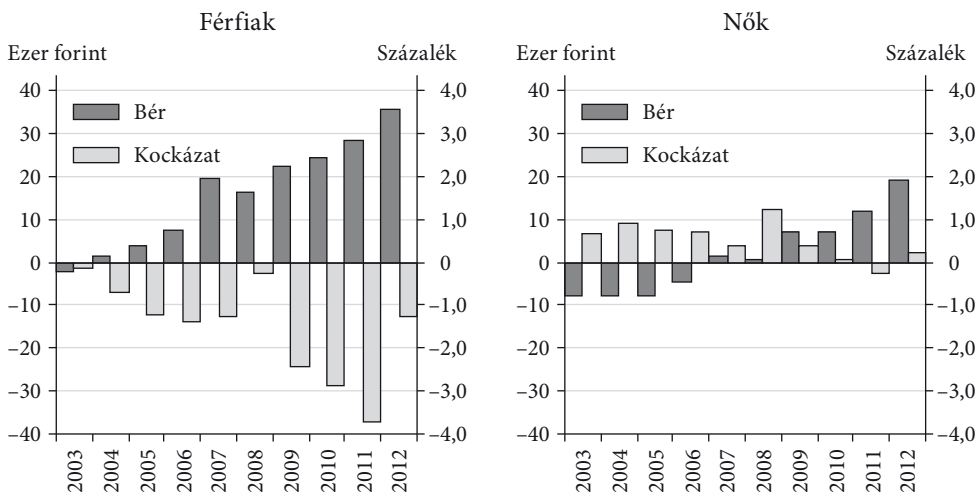
A következőkben egy finomabb vizsgálat eredményeit tárgyaljuk, ahol a bemutatott munkaerő-piaci kategóriák szerint vizsgáljuk meg a kockázat és a bérprémium kapcsolatát, először az átlagbér- és kockázatkülönbség együttmozgásán keresztül, majd a bizonytalansági mértékkel kiegészített Mincer-függvény paraméterei becslésének segítségével.

Mivel a bértarifa-felvétel adatai egy teljes évre, a munkaerő-felmérés adatai pedig negyedévekre vonatkoznak, az intervallumeltérés kezeléséhez a negyedévekre meghatározott állásvesztési valószínűségek számtani átlagait rendeltük a megfelelő évekhez, és ezeket az értékeket importáltuk a bértarifa-felvétel adatbázisába.

Első megközelítésben a csoportokra vonatkozó eredményeket összefoglaló grafikonok többségén nem állapítható meg egyértelműen az aggregált adatokon alapuló összefüggés – az, hogy a kockázatkülönbség számottevő és tartós növekedését a bérkülönbség emelkedése követné. Az *alapfokú végzettségű férfiak* grafikonját tartalmazó 6. ábrán ennek teljesen az ellenkezője figyelhető meg. 2003-tól kezdődően a 2008-as évet leszámítva, 2011-ig folyamatosan nőtt a csoport közszférabeli relatív kockázata (egyre csökkenő kockázatkülönbség), miközben a magánszférában elhelyezkedők bérelőnye évről évre szinte lineárisan nőtt.

#### 6. ábra

Alapfokú végzettségű férfiak és nők esetében a verseny-, illetve közszféra bérkülönbségei (bal tengely) és kockázatkülönbségei (jobb tengely)\*



\* A különbségek képzésénél a versenyszféra értékéből vontuk ki a közszféra értékét.

Forrás: saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

Röviden összefoglalva: a közszféra relatíve egyre bizonytalanabb, és viszonylagosan egyre rosszabbul fizetett. Ez az összefüggés elsőre ellentmondásosnak tűnhet. A feloldáshoz fontos felidézni a kiegyenlítő bérkülönbségek alapvetését: ha az ember

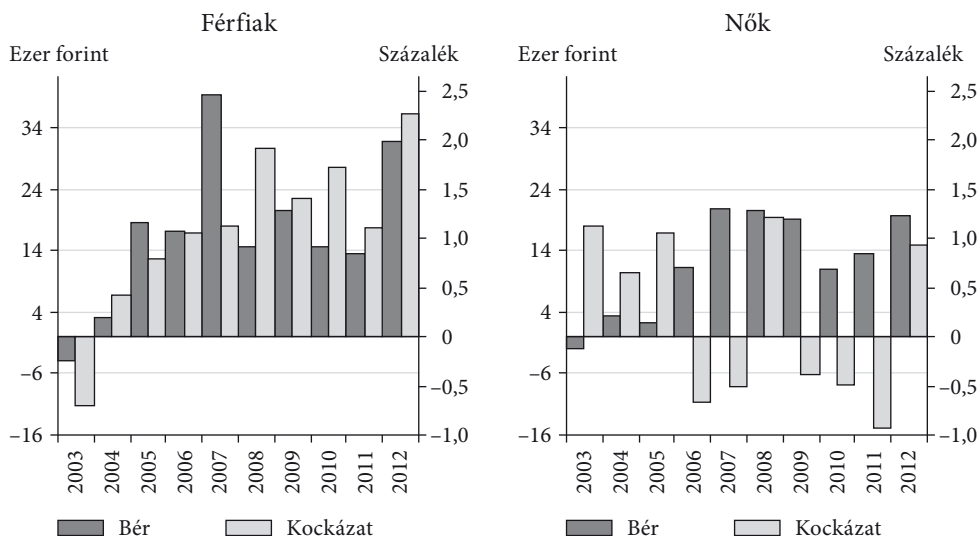
választhat, akkor csupán valamiféle kárpótló többletért hajlandó kellemetlenséget elviselni. A *választhat* kifejezés fontos: az alapfokú végzettségűek nem tudhatják magukénak a szabad választás lehetőségét. Egy munkavállaló tudva azt, hogy nagyon kis valószínűséggel helyezkedhet el máshol, mint jelenlegi munkahelyén, csupán kifejezetten rossz körülmények között kockáztat meg egy váltást.

Az *alapfokú végzettségű nők* csoportjánál furcsa módon az előbbi magyarázattól eltérő módon alakul a helyzet. Szinte végig, mind a vizsgált tíz év során relatíve nagyobb a kockázat a versenyszektorban. 2003–2006 között a közszféra bérelőnye látható, ami 2007-re elkopik, és először egy csekély bértöbbletté válik a versenyszektorban, majd évről évre fokozatosan dagad 2012-ig, folyamatosan növelve a versenyszektor előnyét.

2008-ban még megfigyelhető egy markáns ugrás a kockázat értékében, ami csak egy évig tart ki. A következő években annak ellenére ugrásszerűen nő meg a bérkülönbség is, hogy a bizonytalanságbeli különbség már nem áll fenn olyan mértékben. Hogyan lehet az, hogy a nők esetében – bár képzettségük az ő számukra sem teszi lehetővé, hogy bátran váltsák munkáltatójukat – részben megfigyelhető az eredeti feltevés szerinti összefüggés (a kockáztnövekedést béremelkedés követi)? Erre magyarázat lehet a nők háztartásbeli eltérő szerepe és nagyobb munkakinálatti rugalmassága (Keane [2011]). Feltéve, hogy a keresők nagy része házastársi vagy élettársi kapcsolatban él, továbbá hogy a férfi nagyobb részben járul hozzá a háztartás anyagi alapjához, a nőknek több lehetősége van váltani, mint a férfinak (a kockázatot hasznosságok eltérnek). Mindent összevetve, az alapfokú végzettségűek esetében a feltételezett összefüggés nem látszik olyan tisztán.

## 7. ábra

Középfokú végzettségű, kezdő férfiak és nők esetében a verseny-, illetve közszféra bérkülönbségei (bal tengely) és kockázatkülönbségei (jobb tengely)\*



\* A különbségek képzésénél a versenyszféra értékéből vontuk ki a közszféra értékét.

Forrás: saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

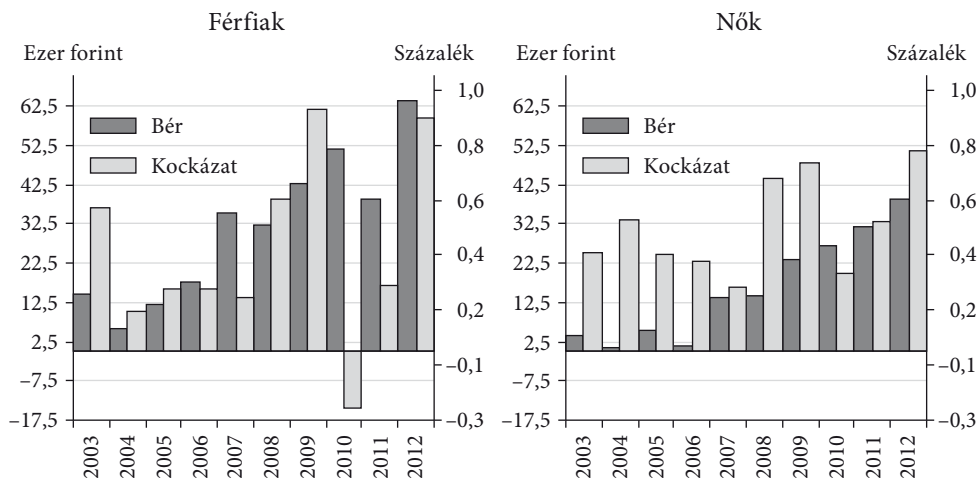
A középfokon iskolázott munkavállalókról már nagyobb mobilitás feltételezhető, azonban a 7. ábrán látható, hogy a *munkakezdők* grafikonjain még mindig homályosan vehető ki a vizsgált kapcsolat. A *férfiak* kockázatkülönbségét mutató idősoron 2004-ben figyelhető meg egy nagyobb növekedés, amit rögtön követ a bérkülönbségeknek szintén jelentős növekedése, majd három évvel később egy egyszeri nagy ugrás. Az időtartományban a bér- és kockázatkülönbségekben még kétszer (2009-ben és 2012-ben) történik jelentős és szimultán egyirányú elmozdulás. A *nők* esetében teljesen zavarosnak tűnik a helyzet. A magánszféra bérelőnye az első évet leszámítva folyamatos, a kockázatkülönbség többször előjelet vált az évtized alatt.

Halványan az összefüggés alátámasztására szolgálhat, hogy 2010-ben és 2011-ben a bér- és kockázatkülönbség párhuzamosan csökken, majd 2012-ben szintén együttmozogva nőtt. Az előző években azonban nem látható együttmozgás.

Tisztább a helyzet a *középfokon képzett és nagyobb munkatapasztalattal* rendelkezők körében, ahogyan az a 8. ábrán megfigyelhető. Kisebb ingadozásoktól eltekintve mind a *férfiaknál*, mind a *nőknél* 2008-tól figyelhető meg jelentős relatív kockázatnövekedés a versenyszféra terhére, és egy évvel később (a férfiaknál párhuzamosan) megtörténik a bérek alkalmazkodása is. A mintát csupán az bontja meg kissé, hogy a férfiaknál már egy évvel korábban, 2007-ben látható egy nagyobb mértékű bérkülönbség a közsféra hátrányára.

#### 8. ábra

Középfokú végzettségű, haladó férfiak és nők esetében a verseny-, illetve közsféra bérkülönbségei (bal tengely) és kockázatkülönbségei (jobb tengely)\*



\* A különbségek képzésénél a versenyszféra értékéből vontuk ki a közsféra értékét.

Forrás: saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

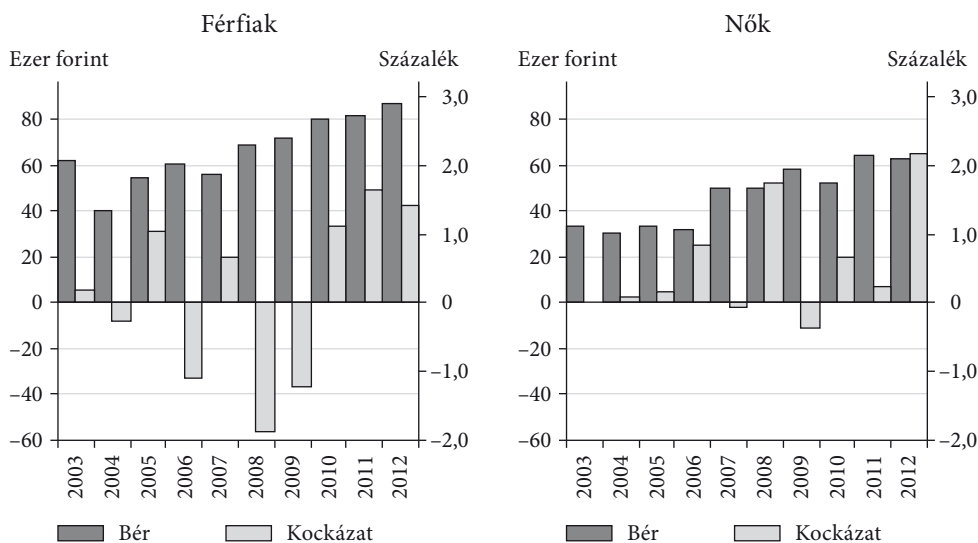
A kevés munkatapasztalatú, de felsőfokú végzettségűek csoportjánál mintha nem is lenne hatása a bérekre a kockázátváltozásnak. Legalábbis első pillantásra ezt lehetne megállapítani a 9. ábra grafikonjairól. Annak ellenére, hogy a *férfiak* esetében a kockázatkülönbség



mértéke és előjele is markánsan váltakozik, a bérkülönbség lényegében folyamatosan nő a versenyszféra javára. A bizonytalanság ilyen váltokozása azt jelezheti, hogy közép-távon semelyik szektor sem mondható biztonságosabbnak a másiknál, tehát a bérek kialakulásában más tényezők játszanak szerepet. Ilyen tényező lehet például a társadalmi elkötelezettség, vagy a nemzet- és közösségformáló munkákban való részvétel (Molnár-Kapitány [2013]). Ezeket a munkákat jellemzően a közsférában lehet elvégezni, és erre vonatkozó igény leginkább a műveltebb, magasabb szinten képzett munkavállalók részéről merülhet fel. Ráadásul az ilyen csoportokban a kockázati kitettség jóval kisebb mértékű, ami szintén megnöveli egyéb preferenciák érvényesülését.

### 9. ábra

Felsőfokú végzettségű, kezdő férfiak és nők esetében a verseny-, illetve közsféra bérkülönbségei (bal tengely) és kockázatkülönbségei (jobb tengely)\*



\* A különbségek képzésénél a versenyszféra értékéből vontuk ki a közsféra értékét.

Forrás: saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

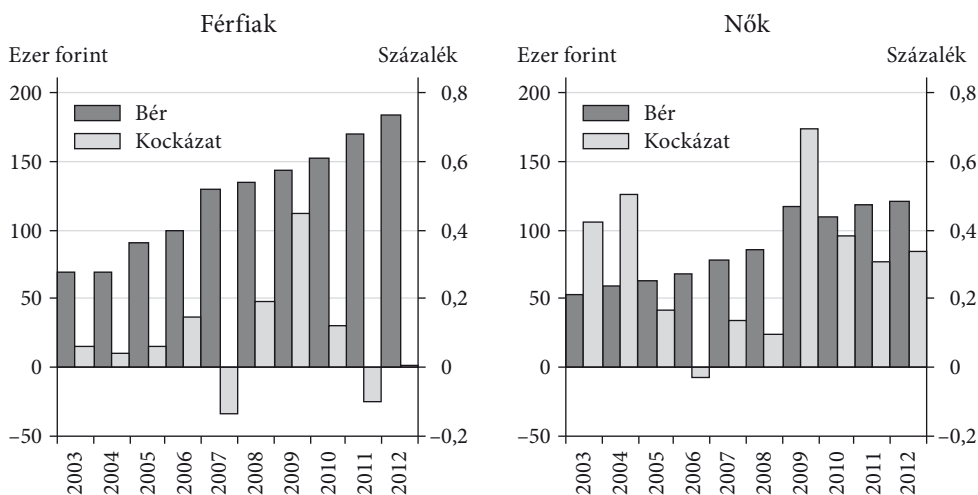
A nők esetében szinte végig a magánszféra mondható bizonytalanabbnak, és a bérkülönbségekben is felfedezhető a relatív kockázatváltakozást követő dinamika. Az első három évben elhanyagolható a kockázatkülönbség a két sféra között, és a bérkülönbség is állandónak tekinthető. 2006-ban történik egy lényegesebb növekedés a bizonytalanságban, ami egy évvel később a megnövekedett bérekben is mutatkozik. 2008-ban és 2012-ben szintén megfigyelhető egy nagyobb kockázatemelkedés, de az látható módon nem idéz elő jelentős relatív bérnövekedést. A 2006-os év egy rezsimet elvágó határnak is tekinthető. Előtte alacsonyabb kockázat- és bérkülönbségek jártak együtt, utána magasabbak – ez határozott váltásnak minősíthető.

Azoknak a férfiaknak a bére, akik felsőfokon képezettek, haladónak számítanak a munkapiacra, és a versenyszférában dolgoznak, folyamatosan és állandó ütemben

nőtt a közsférában dolgozó társaikhoz viszonyítva. Ezt mutatja a 10. ábra megfelelő grafikonja. Mintha a bérezés – hasonlóan a felsőfokon végzett, kezdő férfiak esetéhez – nem is reagált volna a állásbizonytalanság váltakozására. Közélebből megnézve – és egy gyenge kizárást alkalmazva (2007 adata) –, a kockázatkülönbségeket is fokozatosan növekvőnek lehet tekinteni 2003 és 2009 között. Utána azonban erőteljesen visszaesik a relatív kockázat, azonban a bérres töretlenül növekszik. A nőknél most is jobban megfigyelhető a hatásmechanizmus. 2009-ben látványosan megemelkedik a kockázatkülönbség (valamivel több, mint hétszeresére), és ettől az évtől kezdve a viszonylagos bérek is magasabb szinten folytatják növekedésüket.

### 10. ábra

Felsőfokú végzettségű, haladó férfiak és nők esetében a verseny-, illetve közsféra bérkülönbségei (bal tengely) és kockázatkülönbségei (jobb tengely)\*



\* A különbségek képzésénél a versenyszféra értékéből vontuk ki a közsféra értékét.

Forrás: saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

A verseny-, illetve közsféra bérkülönbségeit és kockázatkülönbségeit bemutató ábrák fele a feltételezett együttmozgást tükrözi, másik fele azonban ezt az összefüggést egyértelműen nem támasztja alá. Jellemzően a *legalább középfokú* végzettségűek és főleg a *nők* idősoraiban lehet felfedezni az összefüggést, amire a nagyobb munkapiaci mobilitás, a több lehetőség és a szabadabb választás adhat magyarázatot.

Utolsó lépésben már kihasználjuk azt a mikroadathalmazból származó előnyt, hogy az egyének szintjén vizsgálódhatunk. A bértarifa-felmérés adatbázisában minden egyén sorát kétféle bizonytalansági mutatóval egészítettük ki. Az egyik értéke attól függ, hogy az adott személy a köz- vagy a versenyszférában dolgozik-e: ez a *szektorszintű* mutató. A másik a részletesebb, csoportszintű mutató, amelynél a foglalkoztató szektor mellett figyelembe vettük a nemet, a végzettséget és a munkatapasztalatot: *csoportszintű* mutató. Az így létrehozott adattáblázatok alapján a szektorszintű

kockázati mutatókkal a két szektorra egészében, majd a csoportszintű mutatókkal külön-külön végzettség szerint megbecsültük a (13) egyenletet.

$$\log(\text{bér}) = \text{const} + \alpha_0 \text{nem} + \alpha_1 \text{képz} + \alpha_2 \text{gyak} + \alpha_3 \text{gyak}^2 + \beta \text{kock} + u, \quad (13)$$

ahol a *bér* a nem rendszeres jövedelemtöbblet és jutalom nélküli bruttó bér, a *nem* két-értékű változó: (férfi = 1) és (nő = 0), a *képz* az iskolában töltött évek száma, a *gyak* a munkával töltött évek száma és a *kock* a bizonytalansági mutató.

A *nem*, *képz*, *gyak* és *gyak*<sup>2</sup> együttthatói az összes esetben minden szokásos szinten szignifikánsak, és előjeleik megfelelnek a tapasztalatoknak. A kockázati együtttható előjele változó, és csupán a becslések kis hányadában nem mondható szignifikánsnak. Ahol az együtttható 1 százalékos szinten nem szignifikáns, ott a következő elemzéseket bemutató ábrákon csillaggal jelöljük.

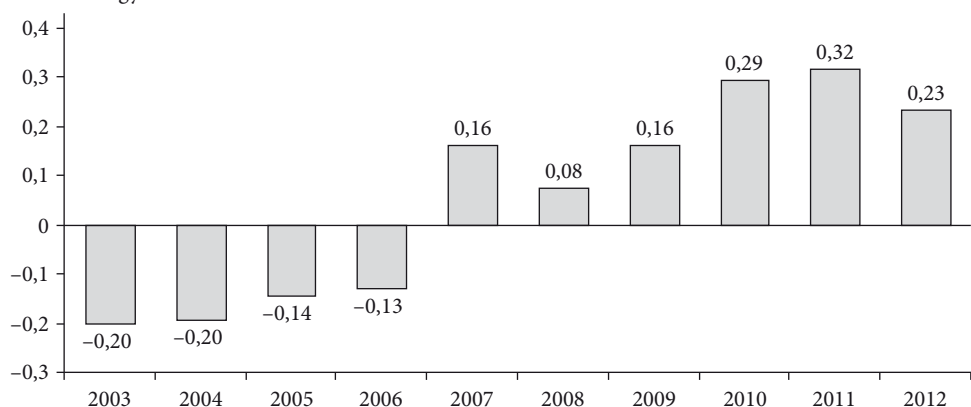
Az egyenlet formájából következően a bizonytalanságot kifejező exogén változó együttthatója félrugalmasságnak tekinthető, és azt mutatja meg, hogy minden más változatlansága mellett, ha a kockázat 1 százalékponttal nő, akkor hány százalékkal nő a várható bér. A negatív együttthatós értékek furcsának tűnhetnek, de ezek jelenléte elkerülhetetlen, mivel a megbecsült egyenlet nem vesz figyelembe minden tényezőt, ami a bérmegállapodásoknál szerepet játszik. Az értékek tulajdonképpen *ceteris paribus* a bizonytalanság árának is felfoghatók, pontosabban az értékek változását lehet a bizonytalanság árának megváltozásaként értelmezni.

A 11. ábra időszora jól mutatja, hogy 2007-től kezdődően, amikor is a válságra adott eltérő szektorális válaszok következtében számottevően és évekig megnő a két szféra közti bizonytalanságbeli távolság, a bizonytalanság ára is megemelkedik.

### 11. ábra

A szektorszintű kockázattal bővített Mincer-függvény kockázati változójának együttthatói ( $\beta$ )

Kockázati együtttható



Forrás: saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

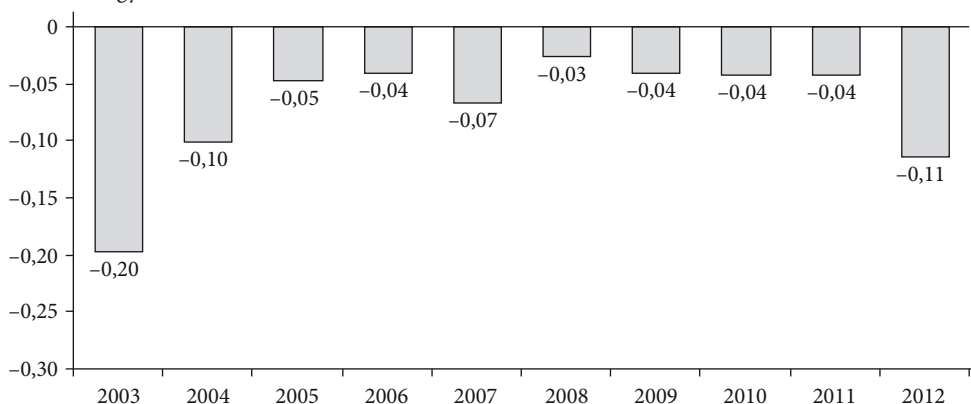
A dolgozókat csoportokba soroltuk végzettségük szerint, és a csoportokra külön-külön végeztük el a becsléseket. Ahogyan azt a 12. ábra mutatja, az alapfokon képzetek esetében a kockázatnak végig „negatív” ára van, ami teljes összhangban van a 6.

ábra grafikonjával és a hozzá tartozó elemzéssel. Azonban most már tisztán látszik, hogy ennél a csoportnál is a válság éve alatt volt a legmagasabb a bizonytalanság ára.

### 12. ábra

Alapfokú végzettségű munkavállalókra becsült bővített Mincer-függvény csoportszintű kockázati változójának együtthatói ( $\beta$ )

Kockázati együttható



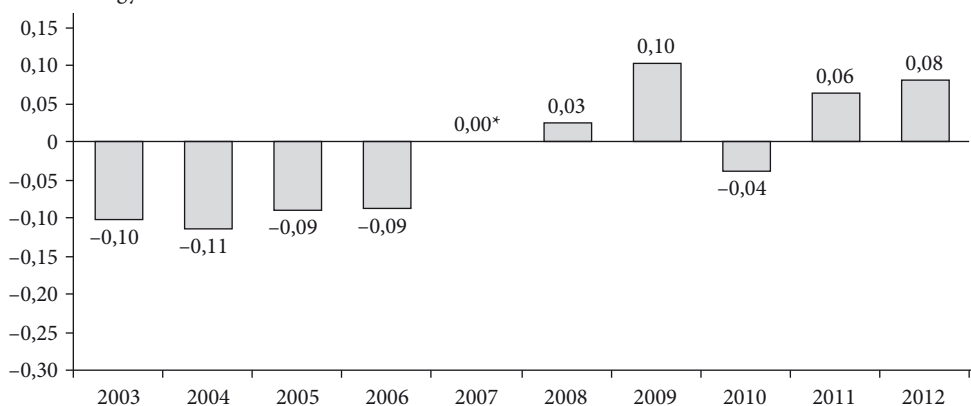
*Forrás:* saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

A középfokú bizonyítvánnyal rendelkezők körében egészen a válság kezdetéig negatív értékeket figyelhetünk meg a 13. ábrán. A válság velejárójaként bekövetkező kockázati rés kiszélesedésének hatására a bizonytalanság ára jelentősen megnő egészen 2012-ig, az elemzési időhorizont végéig.

### 13. ábra

Középfokú végzettséggel rendelkező munkavállalókra becsült bővített Mincer-függvény csoportszintű kockázati változójának együtthatói ( $\beta$ )

Kockázati együttható



\* Az együttható nem szignifikáns.

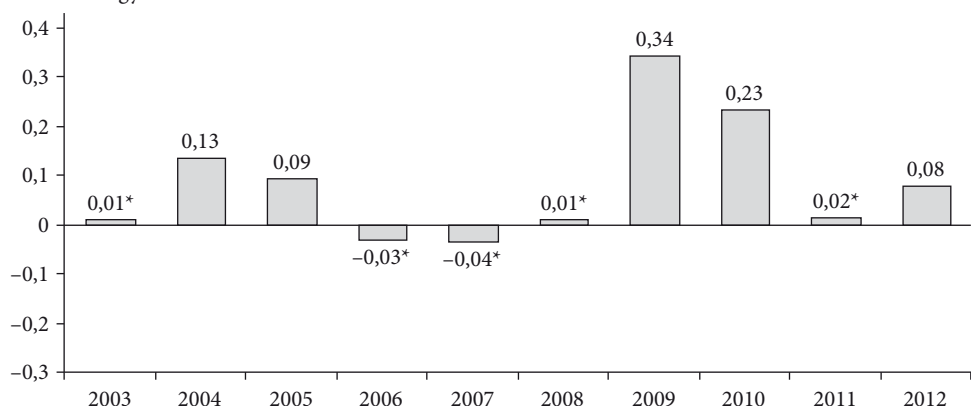
*Forrás:* saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

Végezetül a legmobilabb csoportra vonatkozó értékeket mutatja a 14. ábrán. 2003-ban, 2006-tól 2008-ig és 2011-ben a kockázati együtttható nem volt szignifikáns, ezért értékét ezekben az években nullának tekintjük. Így szemlélve az idősort, az mondható el, hogy a válságig a évek többségében az eltérő kockázatoknak nem volt meghatározó szerepük a bérek kialakításában, 2009-től azonban a bizonytalanságbeli különbség szerepük határozottan megnőtt, annak a piac szembeütően nagyobb árat tulajdonított; nagyobb, mint amilyen mértékűt bármelyik megelőző becslés adott.

#### 14. ábra

Felsőfokú végzettséggel rendelkező munkavállalókra becsült bővített Mincer-függvény csoportszintű kockázati változójának együttthatói ( $\beta$ )

Kockázati együtttható



\* Az együtttható nem szignifikáns.

*Forrás:* saját számítások a KSH munkaerő-felmérése és az FH bértarifa-felvétele alapján.

A mikrodaton futtatott bizonytalansági mennyiséggel bővített Mincer-függvény becsléséből adódó eredmények mutatják legvilágosabban, hogy a relatív kockázati többlet bérprémiummal jár együtt.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Az eltérő foglalkozások (FEOR) szektoronkénti különböző részaránya összetételhatást eredményezhet a bér- és kockázatkülönbségekre vonatkozóan. Ezen összetételhatás nagyságát teljes körűen a munkaerő-felmérés mintájának ereje miatt nem tudtuk megvizsgálni (az eddigi csoportosító ismérvek mellé akár az egy számjegyű FEOR felvétele olyan mértékben szétaprózza a mintát, hogy azon megbízható elemzést folytatni nem lehet), azonban részlegesen a bérkülönbségekre vonatkozóan elvégeztük a becslést, és azok szignifikánsnak, de csekély mértékűnek mutatkoztak. Ebből arra lehet következtetni, hogy a teljes, kockázati különbségeket is figyelembe vevő regresszió pontbecslései némileg változhatnak, de ez a végső konklúziót nem befolyásolja jelentősen.

## Összefoglaló

Az egzisztenciális bizonytalanság a szektorok közötti szabad választás esetén bérprémiumot generál. E feltevést kvantitatív módon is sikerült alátámasztani a magyarországi köz- és magánszféra esetében a 21. század első évtizedére vonatkozóan.

Elméleti modelleken keresztül általánosan mutattuk be, hogy a munkavállalókat jellemző fontosabb igények hogyan jelenhetnek meg a bérezésben. Külön vizsgáltuk a kockázattal kapcsolatos hozzáállást. Eredményeink szerint, ha a munkavállalók szabadon választhatnak különböző bizonytalansággal működő szektorok között, akkor a magasabb kockázat magasabb bérekkel fog párosulni.

A magán- és az állami szektor két különböző intézményi háttérrel működő munkapiac, egészen különböző feladatokat látnak el, dolgozóikat eltérő elvárások, preferenciák jellemzik, ebből következően nem lehet csupán a béreken keresztül összehasonlítani azt, hogy a két szektor munkavállalói mit és mennyit kapnak a munkájukért cserébe. A béren túl az egyik fontos és meghatározó „juttatás” az állásvesztési kockázat.

Olyan mérési módszereket ismertettünk, amelyekkel az egzisztenciális bizonytalanságot számszerűsíteni lehet. Kiemelt hangsúlyt helyeztünk a létbizonytalanság állásvesztési valószínűségeen keresztül történő mérésére. Mikroadatbázisokat felhasználva 2003 és 2012 közötti időszakra azt találtuk, hogy szektorális szinten az egész időszakban a magánszektor nagyobb bizonytalanságnak volt kitéve, különösen a válság első éveiben, amikor a két szféra közti bizonytalansági rés szembetűnően nagy volt. A munkavállalókat nemük, iskolai végzettségük és munkatapasztalatuk szerint csoportosítottuk, s az így árnyaltabbá váló kép szerint leginkább a magasabb végzettségűek és nők körében maradt igaz az előző állítás, a többi csoportban időszakonként váltakozott a bizonytalanabb szektor kiléte, sőt az alapképzettségű férfiaknál végig a közsféra volt kockázatosabb.

Aggregált szinten összevetve az átlagbérek és állásbizonytalanság változását, láthattuk, hogy a kockázat növekedése bérprémium-növekedéssel jár. Az állásvesztési bizonytalanság mértékével kiegészített Mincer-függvény becslési eredményei azon hipotézis ellen szólnak, hogy a szektorok közötti kockázatbeli különbségek nem járnak bérprémiummal. A megnövekedett egzisztenciális bizonytalanság lényegesebbé teszi annak árazását és figyelembevételét a béralkuk során.

## Hivatkozások

- ABOWD, J. M.–ASHENFELTER, O. [1981]: Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs and Compensating Wage Differentials. Megjelent: *Rosen, S. (szerk.): Studies in Labour Markets.* University of Chicago Press, 141–186. o. <http://www.nber.org/chapters/c8910.pdf>.
- BÁLINT, MÓNKA–KÖLLŐ, JÁNOS [2008]: A gyermeknevelési támogatások munkaerő-piaci hatásai. *Esély*, 1 sz. 3–27. o.
- BECKER, G. S. [1965]: A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, Vol. 75. No. 299. 493–517. o.

- BLAU, F. D.–GROSSBERG, A. J. [1991]: Real wage and employment uncertainty and labor force participation decisions of married women. *Economic Inquiry*, Vol. 29. No. 4. 678–695. o.
- CLARK, A. E. [2006]: A Note on Unhappiness and Unemployment Duration. Institute for the Study of Labor, IZA DP, No. 2406.
- DIAZ-SERRANO, L.–HARTOG, J.–NIELSEN, H. S. [2008]: Compensating Wage Differentials for Schooling Risk in Denmark. *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 110. No. 4. 711–731. o.
- ELEK PÉTER–SZABÓ PÉTER ANDRÁS [2013]: A közsférából történő munkaerő-kiáramlás elemzése Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 60. évf. 5. sz. 601–628. o.
- HORN DÁNIEL–SZŐKE BÁLINT [2011]: Az aggregált foglalkoztatás becslésének modelljei és a magyar előrejelzés. *Külgazdaság*, 55. évf. 11–12. sz. 26–51. o. [www.econ.core.hu/file/download/kulgazdasag/hornbwp1101.pdf](http://www.econ.core.hu/file/download/kulgazdasag/hornbwp1101.pdf).
- KEANE, M. P. [2011]: Labor Supply and Taxes: A Survey. *Journal of Economic Literature*, Vol. 49. No. 4. 961–1075. o.
- LELKES ORSOLYA [2005]: Knowing what is good for you: Empirical analysis of personal preferences and the “objective good”. Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics, London, [eprints.lse.ac.uk/6270](http://eprints.lse.ac.uk/6270).
- LEMIEUX, T. [2006]: The “Mincer equation” Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings. Megjelent: *Grossbard, S.–Mincer, J. (szerk.): A Pioneer of Modern Labor Economics*. Springer, New York, 11. fejezet.
- MOLNÁR GYÖRGY–KAPITÁNY ZSUZSA [2013]: Munkahely a közsférában. Biztonság és hivatás, a szubjektív szempontok szerepe. *Közgazdasági Szemle*, 60. évf. 7–8. sz. 781–813. o.
- MORVAY ENDRE [2012]: Sztochastic ciklusok munkaerő-áramlás a visegrádi országokban. *Statisztikai Szemle*, 90. évf. 9. sz. 815–843. o.
- RAVALLION, M.–LOKSHIN, M. [2000]: Identifying Welfare Effects from Subjective Questions. The World Bank, Washington DC. <https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/2301.html>.
- ROSEN, S. [1974]: Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *The Journal of Political Economy*, Vol. 82. No. 1. 34–55. o.
- ROSEN, S. [1986]: The Theory of Equalizing Differences. Megjelent: *Ashenfelter, O.–Layard, R. (szerk.): Handbook of Labor Economics*. 1. kötet, North-Holland, Amszterdam, 641–692. o.
- ROSEN, S. [1992]: Distinguished Fellow. Mincering Labor Economics. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6. No. 2. 157–170. o.
- SHIMER, R. [2007]: Reassessing the Ins and Outs of Unemployment. The National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 13421.
- TELEGDY ÁLMOS [2006]: A közalkalmazotti béremelések hatásai a köz- és magánszféra közötti bérkülönbségekre. Megjelent: *Fazekas Károly–Kézdi Gábor (szerk.): Munkaerőpiaci tükrök*, 2006. MTA KTI–OFA, Budapest, 60–69. o.